

# Asymétrie des cycles économiques et changement de régimes : cas de la Tunisie

Imed Medhioub

Volume 83, numéro 4, décembre 2007

URI : <https://id.erudit.org/iderudit/019391ar>

DOI : <https://doi.org/10.7202/019391ar>

[Aller au sommaire du numéro](#)

Éditeur(s)

HEC Montréal

ISSN

0001-771X (imprimé)

1710-3991 (numérique)

[Découvrir la revue](#)

Citer cet article

Medhioub, I. (2007). Asymétrie des cycles économiques et changement de régimes : cas de la Tunisie. *L'Actualité économique*, 83(4), 529–553.  
<https://doi.org/10.7202/019391ar>

## Résumé de l'article

Le papier s'intéresse à l'identification et à la datation des points de retournement de l'activité économique en Tunisie en utilisant l'approche changement de régimes, innovée par Hamilton (1989) pour l'analyse des cycles économiques. On identifie les changements de régimes dans le processus stochastique de la croissance économique, en utilisant des données mensuelles relatives à la croissance de la production industrielle couvrant la période 1994-2004. Notre recherche est basée sur les probabilités de lissage déterminées en estimant le modèle à changement de régimes à deux états. Les résultats obtenus nous permettent d'identifier sept points de retournement durant cette période tout en signalant la récession débutant en septembre 2001.

## ASYMÉTRIE DES CYCLES ÉCONOMIQUES ET CHANGEMENT DE RÉGIMES : CAS DE LA TUNISIE\*

Imed MEDHIOUB

*École Supérieure de Commerce de Sfax,*

*UREP,*

*FSEG-SFAX*

*Tunisie*

**RÉSUMÉ** – Le papier s'intéresse à l'identification et à la datation des points de retournement de l'activité économique en Tunisie en utilisant l'approche changement de régimes, innovée par Hamilton (1989) pour l'analyse des cycles économiques. On identifie les changements de régimes dans le processus stochastique de la croissance économique, en utilisant des données mensuelles relatives à la croissance de la production industrielle couvrant la période 1994-2004. Notre recherche est basée sur les probabilités de lissage déterminées en estimant le modèle à changement de régimes à deux états. Les résultats obtenus nous permettent d'identifier sept points de retournement durant cette période tout en signalant la récession débutant en septembre 2001.

**ABSTRACT** – In this paper we are interested in the identification and the dating of the turning points of the economic activity in Tunisia, by using the Markov switching approach innovated by Hamilton (1989) for the analysis of the business cycles. We identify the changes of regimes in the stochastic process of the economic growth, by using monthly data relating to the growth of the industrial production covering the period 1994-2004. We base our research on the smoothing probabilities determined by estimating the model of two states Markov switching regimes. The results obtained enable us to identify seven turning points during this period. And, using this approach of two states, we can detect the recession of september 2001.

### INTRODUCTION

La notion d'asymétrie identifiée dans plusieurs séries temporelles macroéconomiques, ne date pas d'aujourd'hui, mais plutôt de la fin des années vingt. C'est à Mitchell (1927) et Keynes (1936) que revient le mérite d'évoquer une telle notion. Ces deux auteurs ont noté que, même si les phases de contraction sont plus brèves que les phases d'expansion, elles sont soudaines et plus violentes. En d'autres termes, le cycle économique est asymétrique. De même, Burns et Mitchell (1946)

---

\* Courriel de l'auteur : imedmed@yahoo.fr

ont parlé de l'asymétrie des cycles économiques tout en signalant que les chocs négatifs conduisent à des récessions plus larges que les chocs positifs. Autrement dit, il existe une différence significative entre la phase de récession caractérisée par des chocs négatifs plus larges et plus profonds, et la phase d'expansion caractérisée par des chocs positifs. Dans la littérature, il existe différentes formes d'asymétries. On cite, par exemple, les deux types d'asymétries présentés par Sichel (1993) à savoir :

1- *Deepness* qui est défini par une asymétrie dans la distribution de la série *détrendée*.

2- *Steepness* qui est défini par une asymétrie dans la distribution de la différence première de la série *détrendée*.

Empiriquement, on a souvent insisté sur l'évidence de l'asymétrie des fluctuations cycliques des séries temporelles macroéconomiques, telles que la production industrielle, la consommation, *etc.* Concernant les séries du produit intérieur brut, Folk (1986) a signalé que l'asymétrie cyclique n'est pas évidente. Pour les tests empiriques inhérents à l'évidence d'asymétrie de la production, on peut se référer à Neftçi (1984), Folk (1986), DeLong et Summers (1986), Sichel (1989, 1993), Tsay (1989, 1991), Hamilton (1989) et plusieurs autres. Cependant, des différentes techniques ont été utilisées pour tester l'asymétrie cyclique. Dans ce cadre, la plupart des études ont été concentrées sur la comparaison des périodes de contraction et d'expansion. Par ailleurs, si les phases de contractions sont plus profondes et/ou plus amples que les expansions, alors il existe une asymétrie cyclique. Une fois l'asymétrie détectée, c'est dire qu'il existe une différence significative entre les deux phases, dont on doit tenir compte. En effet, il faut s'occuper de l'effet non linéaire des séries macroéconomiques. Dans la littérature économique, certains modèles approximent la non-linéarité des données par des états ou des régimes linéaires. La non-linéarité, causée par la différence significative entre la phase d'expansion et de récession, peut être décomposée en un régime linéaire qui correspond à la phase d'expansion et un autre régime, différent du premier, qui correspond à la phase de contraction. Parmi les modèles qui font cette distinction entre les phases par le moyen des régimes ou états, on peut citer ceux développés par Hamilton (1989)<sup>1</sup>. Ce dernier a démontré l'existence d'une asymétrie cyclique tout en indiquant que les chocs peuvent être captés par une modélisation basée sur les processus markoviens. Ces modèles possèdent une longue histoire en économétrie dynamique. Hamilton (1989, 1990) a considéré le PNB<sup>2</sup> américain (transformé en log) comme étant la somme de deux composantes indépendantes inobservables, dont la première suit une marche aléatoire avec

---

1. Ces modèles peuvent être aussi utilisés pour tester les asymétries cycliques de *deepness* et de *steepness*. Également, on peut utiliser ces modèles pour effectuer un troisième type de test d'asymétrie, développé en 1993 par Mc Queen et Thorley, appelé test de *sharpness*. Cette asymétrie survient si les creux sont « aigus » et les pics sont « arrondis ».

2. Produit national brut.

dérive, et la deuxième suit un processus markovien à deux états. L'idée de base des changements de régimes est de considérer tout simplement que les expansions et les contractions peuvent être traitées comme étant des objets probabilistes différents. Cette idée était la partie essentielle de la tradition NBER<sup>3</sup> de Burns et Mitchell pour l'analyse des cycles. Ces modèles sont aussi utilisés pour l'identification et la prédiction des points de retournement dans l'activité économique.

La plupart des travaux concernant l'analyse des asymétries cycliques et la détection des points de retournement ont été surtout effectués pour des pays développés. À notre connaissance, peu de travaux se sont intéressés à l'analyse de ces aspects pour les pays en voie de développement. Parmi ces travaux, on trouve ceux appliqués aux pays de l'Asie de l'Est après la crise asiatique. Leurs objectifs est de prévoir la nature de l'activité économique, pour que les agents économiques et les décideurs politiques ne soient pas surpris par les périodes de crises. Il est à noter aussi qu'il n'existe pas de travaux concernant la datation des points de retournement de l'activité économique pour le cas des pays nord-africains.

Dans cet article, on s'intéresse à l'analyse des asymétries cycliques de la production industrielle en Tunisie ainsi qu'à la détermination des points de retournement des phases d'expansion et de récession de l'activité économique. Pendant les deux dernières décennies, l'économie tunisienne a atteint des taux élevés d'évolution grâce à la politique de stabilisation qu'a connue le pays. Cette évolution était suivie également par des périodes négatives significatives interrompant les périodes expansionnistes. Certaines récessions ont été provoquées par des chocs internes ou externes tandis que les autres l'ont été par la dynamique endogène inhérente aux données produisant le processus. Un bref regard sur les événements saisissants de l'économie tunisienne pendant la période 1994-2004 affiche clairement les récessions durant cette période. C'est dans ce cadre que se situe l'objectif de cet article qui présente une analyse des fluctuations économiques en Tunisie à travers les modèles à changement de régimes, et qui détermine les points de retournement relatifs aux différentes phases.

Le reste de cet article est structuré de la manière suivante. La première section présente une revue de la littérature des asymétries cycliques et les différentes techniques de détection. La deuxième section sera consacrée à l'application empirique au cas de la Tunisie. À cet égard, on commence par les tests d'asymétries et on utilise ensuite les modèles à changement de régimes afin d'identifier les points de retournement de l'activité économique. La dernière section conclut le travail.

## 1. ASYMÉTRIE DANS LA LITTÉRATURE DES CYCLES ÉCONOMIQUES

Détecter et modéliser l'asymétrie constituent un sujet important dans l'étude des fluctuations des cycles économiques. L'analyse de l'asymétrie paraît être fondamentale tant pour les études théoriques qu'empiriques, comme l'ont signalé McQueen et

---

3. National Bureau of Economic Research.

Thorley (1993), Sichel (1993), *etc.* L'étude de ce concept commence dans les années quarante avec les études empiriques de Burns et Mitchell (1946), et un premier type d'asymétrie a été identifié. D'après ces deux auteurs, la phase de contraction correspond à un changement plus violent que celui de la phase d'expansion.

Dans un papier, qui a initié la littérature moderne concernant l'asymétrie des cycles économiques, Neftçi (1984) a eu le mérite de présenter une évidence statistique formelle des différents types d'asymétrie qui ont été observés d'une façon informelle par Keynes<sup>4</sup>. DeLong et Summers (1986) et Sichel (1993) ont constaté une évidence qui indique que les phases de récessions sont plus fortes et plus violentes que les phases d'expansions. Sichel (1993) a remarqué que les récessions sont plus profondes que les expansions et que l'asymétrie est impliquée par des modèles pour lesquels les récessions sont transitoires et occasionnelles (les expansions sont dues à des chocs permanents). On doit alors espérer l'existence d'une dépendance entre les durées des récessions, qui n'est pas observée pour les expansions. Autrement dit, une récession, dès qu'elle commence, doit disparaître dans une période temporelle équitablement prédictible, mais la durée d'une expansion n'est pas nécessaire dans la prédiction des récessions futures. Diebold et Rudebusch (1990), Diebold, Rudebusch et Sichel (1993), et Durland et McCurdy (1994) ont discuté la notion de dépendance des durées des cycles économiques dans un contexte univarié, tandis que Kim et Nelson (1998) ont étudié cette notion cyclique dans un cadre multivarié. Tous les résultats ont convergé vers le fait que les récessions de l'après-guerre sont caractérisées par des durées de dépendances positives. Plus longue la récession dure, plus il est probable qu'elle finisse.

La littérature qui s'intéresse à la persistance des chocs, a généralement imposé la notion de symétrie pour les mesures de la persistance; à titre d'exemple, citons dans ce cadre, Nelson et Plosser (1982), Watson (1986), Campbell et Mankiw (1987), et Cochrane (1988). Quand à Beaudry et Koop (1993), ils ont tenu compte de l'asymétrie de la réponse à l'impulsion du produit national brut réel et ils ont constaté que les innovations négatives de la production sont beaucoup moins persistantes que les innovations positives. Durant les périodes de récessions, les fluctuations de la production sont surtout transitoires, alors que durant les périodes normales elles sont surtout permanentes. Les économistes ont argumenté que les théories macroéconomiques qui expliquent les changements temporaires dans la production doivent être plus importantes pour comprendre les récessions et les périodes de recouvrements. Par contre, d'autres théories macroéconomiques ont indiqué que les changements permanents dans la production doivent être importants pendant les périodes d'expansions.

Sichel (1993) *et alii* ont signalé que l'asymétrie des cycles économiques est une caractéristique importante qui ne peut pas être traitée par des modèles linéaires gaussiens. De tels modèles ne génèrent pas de fluctuations asymétriques. Les

---

4. Keynes a indiqué que la série taux de chômage est caractérisée par des sauts soudains et des déclinis faibles.

modèles de type ARIMA avec des erreurs normalement distribuées ne peuvent pas représenter un comportement asymétrique même asymptotiquement. Cependant, l'évidence empirique non paramétrique concernant l'asymétrie ne peut pas clarifier la source ultime du phénomène. Le tableau suivant indique les différentes sources d'asymétrie qui peuvent exister et qui dépendent du mécanisme de transmission des chocs aléatoires et de la nature des termes stochastiques.

TABLEAU 1  
CLASSIFICATION DES MÉCANISMES GÉNÉRATEURS DE DONNÉES

Innovations	Mécanisme de transmission	Production
Symétrique	Non linéaire	Asymétrique
Asymétrique	Linéaire	Asymétrique
Asymétrique	Non linéaire	Asymétrique

### 1.1 Caractéristiques de l'asymétrie cyclique

DeLong et Summers (1986) ont caractérisé l'asymétrie cyclique par le moyen d'asymétrie au niveau de la distribution de la série taux de croissance. De sa part, Sichel (1993) se réfère aux concepts de *deepness* et *steepness* pour distinguer entre l'asymétrie en niveau des séries remaniées (on filtre la série tout en éliminant la tendance) et la série taux de croissance. D'une façon particulière, une série temporelle se caractérise par le concept d'asymétrie *deepness*, quand les creux sont plus profonds que les pics. Dans ce cas on parle d'une asymétrie en niveau autour de la tendance. D'un autre côté, une série se caractérise par l'asymétrie *steepness* lorsque les contractions sont plus raides que les expansions. Ce type d'asymétrie est atteint lorsque la valeur absolue du taux de croissance durant une phase diffère de l'autre. Dans ce cas, on parle donc d'une asymétrie au niveau du taux de croissance.

En s'appuyant sur Sichel (1993), quand une série évolue autour d'une tendance, il existe trois caractéristiques de filtration afin d'éliminer la tendance :

- 1- Le filtre possède une représentation linéaire.
- 2- Le filtre doit induire une linéarité.
- 3- Le filtre doit extraire la composante appropriée pour le test d'asymétrie.

Sichel (1993) a proposé d'utiliser les séries différenciées transformées en log pour tester l'asymétrie *steepness* et le filtre Hodrick Prescott (HP, 1981) ou la décomposition Beveridge Nelson (BN, 1981) pour tester l'asymétrie *deepness*. Cet auteur considère ces deux méthodes comme étant pertinentes pour extraire

la composante cyclique. McQueen et Thorley (1993) caractérisent l'asymétrie du cycle économique de type *sharpness* de la façon suivante : les pics sont arrondis et les creux sont aigus. Autrement dit, les périodes d'expansions sont plus longues que celles des récessions. Ramsey et Rothman (1996) ont défini deux types d'asymétrie cyclique : l'asymétrie longitudinale et l'asymétrie transversale. Le premier type d'asymétrie implique des asymétries dans la direction du mouvement du cycle économique entourant l'asymétrie *steepness*. Une asymétrie transversale implique que l'asymétrie est orthogonale à la direction du mouvement du cycle économique, exemple des asymétries dans le déplacement vertical des séries par rapport à sa valeur moyenne, et cette définition contient l'asymétrie *deepness* et *sharpness*.

## 1.2 Techniques de détection de l'asymétrie

La théorie économique dispose de quelques restrictions fortes sur les distributions des variables observables. En revanche, la plupart des méthodes économétriques sont basées sur des modèles spécifiques paramétriques et des méthodes basées sur la vraisemblance. Les estimateurs obtenus par la méthode du maximum de vraisemblance, MV, sont utilisés pour l'estimation des paramètres inconnus de cette fonction de vraisemblance. Ces estimateurs, qui sont supposés asymptotiquement normaux, peuvent être inefficients et parfois non convergents si le modèle paramétrique n'était pas bien spécifié. Cependant, le coût d'imposer des restrictions fortes qui sont requises pour l'estimation paramétrique et effectuer les tests d'hypothèses peut être substantiel.

D'un autre côté, les méthodes non paramétriques sont plus attractives pour identifier les faits stylisés puisqu'elles ne considèrent que des modèles indépendants, qui ne requièrent pas une forme fonctionnelle spécifique. Pour ces raisons, on utilise une technique non paramétrique pour effectuer les tests d'asymétrie.

DeLong et Summers (1989) ont utilisé un test basé sur la statistique de *skewness*. Razzak (1998), a appliqué le test de Randles *et al.* (1980), pour tester l'asymétrie dans les fluctuations cycliques de la production réelle et les niveaux de prix. Ce test est utilisé tout en suivant l'approche de Verbrugge (1997).

### 1.2.1 Test triples

Pour la série des observations  $\{X_t\}_{t=1}^T$ , qui correspond au taux de croissance ou à la composante cyclique, tout dépend du type d'asymétrie qu'on veut tester. L'idée de ce test consiste à examiner tous les triples possibles de l'échantillon (c'est-à-dire,  $\binom{N}{3}$  combinaisons possibles) pour tester l'hypothèse nulle qu'une distribution donnée est symétrique. Formellement parlant, on dit qu'un triple d'observations est biaisé à droite si l'observation moyenne est plus proche de la petite observation que de la plus grande. Considérons la fonction suivante :

$$f(X_i, X_j, X_k) = \frac{1}{3} \left[ \begin{aligned} &\text{sign}(X_i, X_j - 2X_k) + \text{sign}(X_i, X_k - 2X_j) \\ &+ \text{sign}(X_j, X_k - 2X_i) \end{aligned} \right]$$

avec  $\text{sign}(\cdot) = 1$  si l'argument est positif,

$\text{sign}(\cdot) = 0$  si l'argument est nul

et  $\text{sign}(\cdot) = -1$  si l'argument est négatif.

Dans ce cas la fonction  $f$  prend l'une des valeurs suivantes,  $f = \{-1/3, 0, 1/3\}$  et la statistique  $Z$  du test triple est donnée par :

$$Z = \frac{\hat{\eta} - \eta}{\sqrt{\frac{\hat{\sigma}_\eta^2}{T}}}$$

$$\text{et } \hat{\eta} = \frac{1}{\binom{T}{3}} \sum_{i < j < k} f(X_i, X_j, X_k).$$

Cette statistique est distribuée selon la loi normale centrée réduite.

Ce test possède quelques caractéristiques attractives, surtout au niveau de l'indépendance des moments de la distribution de la variable testée. Ce dernier n'est donc pas sensible aux valeurs aberrantes (tel que le biais). Cependant, son principal inconvénient est que les observations sont supposées indépendantes et distribuées d'une façon unique; un tel cas n'est pas toujours vérifié surtout quand on dispose de données financières ou macroéconomiques.

### 1.2.2 Le test de Sichel (1993)

L'approche de Sichel (1993) suppose qu'une série temporelle peut être écrite sous la forme suivante :

$$y_t = \tau_t + c_t + \varepsilon_t$$

avec  $\tau_t$  : composante tendancielle non stationnaire,

$c_t$  : composante cyclique stationnaire

et  $\varepsilon_t$  : composante irrégulière qui vérifie les hypothèses classiques.

Ici, on s'intéresse à la composante cyclique. En effet, supposons pour le moment que la composante cyclique peut être isolée; deux différents types d'asymétries ont été considérés par Sichel. Il s'agit de la caractéristique *steepness* et celle de *deepness*. Sichel définit ces deux concepts comme suit :



Une série possède le caractère « *deepness* », si elle est biaisée négativement relativement à sa moyenne ou à sa tendance.

Une série possède le caractère « *steepness* », si la différence première est biaisée négativement. Ceci implique que les contractions dans le cycle sont plus violentes que les expansions. Une illustration graphique de ces caractéristiques a été présentée par Sichel (1993 : 226).

D'après Sichel et à partir des statistiques du *skewness* pour les séries  $c_t$  et  $\Delta c_t$ , on donne respectivement des mesures empiriques pour le « *deepness* » et le « *steepness* ».

En effet,

$$D(c) = \frac{\sum (c_t - \bar{c})^3}{T\sigma^3(c)}$$

$$\text{et } s(\Delta c) = \frac{\sum (\Delta c_t - \overline{\Delta c})^3}{T\sigma^3(\Delta c)}.$$

Puisque ces deux équations nous donnent des estimations ponctuelles pour les mesures du biais, pour tester la significativité de coefficients estimés de « *deepness* » et de « *steepness* », on a besoin de construire les déviations standards. L'estimateur robuste convergent de la matrice des variances-covariances pour les coefficients estimés par les moindres carrés, comme le suggère Newey et West (1987), peut régler ce problème. Cependant, en suivant l'idée de Sichel (1993) et de Holly et Stannett (1995), un calcul conventionnel pour obtenir l'erreur standard asymptotique consiste à reconstruire la composante cyclique comme suit :

$$c_t^* = \frac{(c_t - \bar{c})^3}{\sigma^3(c)}.$$

Tester l'hypothèse nulle qui indique que les composantes cycliques de la série sont symétriques revient toujours à tester les deux phénomènes de *steepness* et de *deepness*. Pour tester le concept *steepness*, on doit donc enlever la tendance de la série en utilisant l'opérateur de différence première. En revanche, pour tester le concept *deepness*, on doit enlever la tendance en utilisant un filtre linéaire. Le filtre que nous utilisons est celui de Hodrick et Prescott (1981).

### 1.3 Modèles à changement de régimes

Pour la modélisation des différentes caractéristiques des cycles économiques, diverses techniques de séries temporelles linéaires et non linéaires sont employées. Comme les modèles linéaires sont incapables de capter les asymétries cycliques, un très grand intérêt a été accordé récemment aux spécifications non linéaires.

On introduit ainsi une distinction significative entre les phases d'expansion et les phases de récession. Ces modèles sont suffisamment flexibles pour qu'on puisse tenir compte des différentes spécifications et des relations correspondantes à chaque phase. Parmi ces modèles non linéaires, on peut citer les modèles autorégressifs à seuil TAR (Tiao et Tsay, 1994), les modèles SETAR (Teräsvirta et Anderson, 1992) et les modèles à changement de régimes (*Markov Switching Models*, Hamilton, 1989). Nous nous intéressons seulement aux modèles à changement de régimes<sup>5</sup>. À notre connaissance, aucun travail n'a été effectué pour l'analyse des cycles économiques à travers ces modèles pour un pays africain en voie de développement. Nous essayerons donc d'appliquer ces modèles à l'économie tunisienne afin d'infirmer ou de confirmer les asymétries cycliques.

### 1.3.1 Hamilton (1989)

Les modèles à changement de régimes ont été développés pour décrire la nature des régressions *switching* (MS) dans les années soixante-dix. Cependant, ces modèles ne sont devenus populaires qu'après la contribution de Hamilton (1989). Ce dernier a utilisé la régression à changement de régimes de Goldfeld et Quandt (1973), pour caractériser le changement des paramètres d'un processus autorégressif. Hamilton (1989), suppose que le cycle de croissance est divisé en deux phases, une phase de croissance tendancielle négative et une phase positive, et il suppose que l'économie change d'un régime à un autre en s'accordant à une variable état latente représentée par une chaîne de Markov, notée  $s_t$ . Cependant, la chaîne de Markov représente le cas le plus simple d'une variable aléatoire discrète qui n'est qu'une variable état non observable dans le modèle à changement de régimes. Il s'agit d'un processus stochastique qui exhibe le comportement dynamique à travers la transition des états. Dans le modèle de Hamilton (1989),  $s_t$  est supposée un processus de Markov de premier ordre. Ceci signifie que le régime courant  $s_t$  ne dépend que du régime de l'état précédent  $s_{t-1}$ .

La variable état  $s_t = \{0, 1\}$  est non observable et elle est gouvernée par un processus markovien de premier ordre qui possède les probabilités de transition suivantes :

$$P(s_t = 1 | s_{t-1} = 1) = p_{11}$$

$$\text{et } P(s_t = 0 | s_{t-1} = 0) = p_{00}.$$

Le modèle MS de base se focalise sur le comportement moyen des variables, appelé modèle à changement de régimes en moyenne, noté MSM. Dans ce type de modèles, on suppose que seulement la moyenne de la série étudiée peut changer d'un régime à un autre. Hamilton (1989), a utilisé un modèle à deux états avec

5. En fait, notre objectif ultime est de modéliser les asymétries cycliques. Les modèles à changement de régimes sont connus par leurs succès empiriques pour l'analyse de l'asymétrie des cycles économiques, surtout lors de l'analyse des séries temporelles américaines telle que le produit intérieur brut trimestriel.

une spécification autorégressive d'ordre 4, (modèle MSM<sup>6</sup>(2)-AR(4)). Ce modèle est défini comme suit :

$$y_t - \mu_{s_t} = \sum_{i=1}^4 \phi_i (y_{t-i} - \mu_{s_{t-i}}) + \varepsilon_t$$

$$\text{et } \varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2) \text{ et } s_t = 0, 1.$$

Dans ce cas, il existe deux distributions avec deux moyennes différentes qui gouvernent la série  $y_t$ . Si  $s_t = 0$ , l'économie est dans un état à faible croissance associée à des périodes de récession de l'économie. Par contre, si  $s_t = 1$ , l'économie est dans un état à forte croissance indiquant les périodes d'expansion.

Hamilton a appliqué cette technique sur les données d'après-guerre du produit national brut réel américain, *PNBR*, pour la période 1951 : 2-1984 : 4, en utilisant :

$$\Delta X_t = 100.D \ln (PNBR).$$

Il a trouvé une croissance négative (-0,4 %) durant la phase de récession (état 0) et une croissance positive (+1,2 %) durant la phase d'expansion (état 1).

Les résultats impressionnants de Hamilton ont été examinés par Kähler et Marnet (1992), tout en étendant le modèle proposé par Hamilton. Ces deux derniers ont supposé que la variance diffère entre les états et ils ont appliqué cette technique aux séries du produit intérieur brut pour quatre pays : l'Allemagne, l'Angleterre, le Canada et les États-Unis. Ils ont trouvé que la variance est plus petite en récession qu'en expansion pour l'Allemagne et le Canada, mais l'inverse pour l'Angleterre et les États-Unis, d'où l'importance des modèles à changement de régimes au niveau des changements de la volatilité. On remarque que les modèles à changement de régimes présentés ci-dessus, ne peuvent ni identifier la nature des expansions et des récessions, ni savoir si elles sont transitoires ou permanentes<sup>7</sup>?

Dans le modèle de Hamilton (1989), la variance du terme d'erreur est supposée constante entre les deux régimes. Cet article s'intéresse au modèle *switching* avec une variance qui peut varier d'un régime à un autre, autrement dit, on considère ici, le modèle à changement de régimes avec hétéroscédasticité des erreurs<sup>8</sup>.

6. MSM : changement de régimes au niveau de la moyenne (*Markov Switching Mean*).

7. Empiriquement, la modélisation de l'asymétrie des cycles économiques, établie par Hamilton (1989) et Lam (1990), tient compte seulement d'une asymétrie au niveau du taux de croissance ou de la composante stochastique tendancielle de la production réelle.

8. Dans ce type de modèle le terme d'erreur est défini comme suit :

$$\varepsilon_t \sim N(0, \sigma_{s_t}^2) \text{ avec } \sigma_{s_t}^2 = \begin{cases} \sigma_0^2 & \text{si } s_t = 0 \\ \sigma_1^2 & \text{si } s_t = 1 \end{cases}.$$

## 2. DONNÉES ET STATISTIQUES PRÉLIMINAIRES

Notre objectif est de vérifier tout d'abord s'il existe une asymétrie dans les cycles économiques en Tunisie et de déterminer ensuite les points de retournement cycliques en utilisant les modèles non linéaires à changement de régimes<sup>9</sup>. Les données que nous utilisons correspondent à des données mensuelles de la production industrielle, corrigée des variations saisonnières et couvrant la période 1994 : 10-2004 : 10<sup>10</sup>.

### 2.1 Les tests d'asymétries

Pour tester les asymétries cycliques de la série indice de la production industrielle, nous utilisons l'approche paramétrique de Sichel (1993) et l'approche non paramétrique (nous utilisons le test Triples). Le tableau suivant représente les résultats obtenus concernant les tests de « *deepness* » et de « *steepness* »

TABLEAU 2

	Test de <i>steepness</i>	Test de <i>deepness</i>
Test Triples	0,741	- 1,787
Test de Sichel	1,59	- 1,89

D'après les résultats obtenus par ces deux approches, on remarque qu'au seuil de signification de 10 %, la série indice de la production industrielle en Tunisie présente une asymétrie cyclique de type « *deepness* » (la série présente un *skewness* négatif), tandis que la série ne présente pas le concept de *steepness* (la série est dite « *non-steep* »). Ce résultat n'est pas surprenant. En effet, lors de l'application des tests d'asymétries sur les séries d'indice de la production pour des pays développés, et même pour d'autres séries macroéconomiques tel que le produit intérieur brut, on accepte l'hypothèse d'asymétrie cyclique. D'ailleurs, la détection d'asymétrie cyclique implique la non-fiabilité des modèles linéaires pour la détermination des phases de récession et d'expansion, d'où le recours à des modèles non linéaires capables de faire la distinction entre les deux phases<sup>11</sup>.

9. L'objectif ultime de cet article est de déterminer les points de retournement à travers le modèle à changement de régimes.

10. Concernant les asymétries cycliques, la majorité des travaux utilisent souvent la série de la production industrielle comme série de référence. Dans ce travail, on l'a utilisée parce qu'on n'a pas, jusqu'à maintenant, de données mensuelles ou même trimestrielles du produit intérieur brut.

11. Puisque la série est « *non-steep* », on va considérer dans ce qui suit le modèle à changement de régimes à deux états. En effet, un modèle de changements markoviens à deux états ne peut pas avoir d'effet de type « *steepness* ».

## 2.2 *Modèle à changement de régimes et dynamiques des cycles économiques*

L'objectif de l'article est de déterminer les points de retournement à travers les modèles à changement de régimes. Pour cette raison, on a considéré le cas le plus simple d'un modèle à deux régimes seulement. On s'intéresse donc au passage d'une phase de croissance positive (expansion) à une phase de croissance négative (récession) et vice versa<sup>12</sup>.

Hamilton (1989) explore les conséquences de spécification qui consistent à générer les différences premières des séries observées par un processus stationnaire non linéaire plutôt que par un processus linéaire stationnaire. D'une façon similaire, après un changement d'un régime à un autre, il existe un saut immédiat au niveau de la variance des erreurs. En effet, dans la plupart des travaux effectués sur l'activité économique des pays développés, on espère que la variance soit plus élevée pendant les périodes d'expansion. Le modèle qui correspond à la spécification de Hamilton implique qu'un changement de régimes correspond à un changement immédiat dans la moyenne du processus. Donc, on ne peut pas exclure la possibilité que la moyenne doit s'approcher d'un nouveau niveau après la transition d'un régime à un autre. Une telle spécification alternative implique un modèle où la constante peut aussi changer d'un état à un autre. Autrement dit, on obtient un modèle de la forme suivante :

$$y_t = v_{s_t} + \sum_{i=1}^p \phi_i y_{t-i} + \varepsilon_t$$

$$\text{et } v_{s_t} = \begin{cases} v_0 < 0 & \text{si } s_t = 0 \text{ (récession)} \\ v_1 > 0 & \text{si } s_t = 1 \text{ (expansion)} \end{cases}.$$

Dans cette section on s'intéresse à la modélisation des évolutions asymétriques entre les phases d'expansion et de récession déjà décrites dans le paragraphe précédent. Plus particulièrement, on appliquera les modèles non linéaires à changement de régimes dans un cadre univarié sur la série de la production industrielle en Tunisie. Plusieurs spécifications de type Markov avec différents processus ont été estimées. Des estimations numériques ont été effectuées en utilisant le module OPTIMUM du logiciel GAUSS 5.0 avec une combinaison de l'algorithme BFGS. On n'impose aucune restriction sur les probabilités de transition  $p_{00}$  et  $p_{11}$ .

---

12. Il est à noter qu'il est possible de considérer un modèle à trois états, où on suppose que l'activité économique possède trois phases : une phase de récession, une phase d'expansion ou à croissance modérée et une phase à forte croissance ou de recouvrement. En effet, on peut tester entre le modèle à deux états et le modèle à trois états pour trouver le meilleur modèle d'estimation. Mais puisqu'on s'intéresse à la datation des points de retournement, et que, dans la plupart des travaux, on a souvent utilisé le modèle à deux états, on se limitera dans ce travail au modèle à changement de régimes à deux états seulement.

Le modèle à changement de régimes appliqué sur la série étudiée correspond à un MSIH(2)-AR(p)<sup>13</sup> :

$$y_t = v_{s_t} + \sum_{i=1}^p \phi_i y_{t-i} + \varepsilon_t,$$

$$v_{s_t} = v_0 (1 - s_t) + v_1 s_t$$

$$\text{avec } \varepsilon_t \rightsquigarrow N(0, \sigma_{s_t}^2)$$

où  $y_t$  représente le taux de croissance de la production industrielle en Tunisie et  $s_t$  est une variable aléatoire inobservable régie par une chaîne de Markov à deux états de premier ordre, vérifiant :

$$P(s_t = 0 | s_{t-1} = 0) = p_{00} \text{ et } P(s_t = 1 | s_{t-1} = 1) = p_{11}.$$

Dans ce modèle le vecteur de paramètres à estimer est :

$$\theta = (v_1, v_2, \phi_1, \dots, \phi_p, p_{00}, p_{11}, \sigma_0^2, \sigma_1^2).$$

Le tableau 3 présente les résultats des estimations.

D'après les résultats des tests de spécification développés par Hamilton (1996)<sup>14</sup>, les trois dernières lignes du tableau 3, on remarque que le modèle MSIH(2)-AR(0) est préféré à celui d'un processus MSIH(2)-AR(1). En effet, le processus autorégressif d'ordre un est mal spécifié puisqu'il existe un problème d'autocorrélation des erreurs. Par contre, pour le premier modèle estimé, il n'existe ni autocorrélation des erreurs ni un problème d'hétéroscédasticité conditionnelle autorégressive (pas d'effets ARCH, voir Engle, 1982), ni violation de la spécification de Markov de premier ordre.

Concernant les résultats de l'estimation du processus MSIH(2)-AR(0), on remarque que tous les paramètres estimés sont significatifs, au seuil de signification de 5 %. Les moyennes<sup>15</sup> associées à chaque régime sont statistiquement différentes. Pour la série qui correspond au taux de croissance de la production industrielle, le taux moyen du régime « haut » (forte croissance),  $\mu_1 = \vartheta_1 = 0,158$

13. MSIH : changement de régimes au niveau de la constante avec hétéroscédasticité des erreurs (*Markov Switching Intercept Heteroscedasticity*). On suppose que seulement la constante et la variance varient d'un régime à l'autre.

14. Hamilton (1996) a construit des tests de spécification à score dynamique pour les modèles à changement de régimes. Ces tests sont basés sur les moments conditionnels de Newey (1985), Tauchen (1985) et White (1980) consacrés aux tests d'autocorrélation et d'hétéroscédasticité des erreurs. En plus, Hamilton a proposé un test pour voir si l'hypothèse de Markov de premier ordre est vérifiée.

15. Puisque l'ordre du processus autorégressif est nul, parler d'un processus MSIH(2) ou MSMH(2) revient au même.

TABLEAU 3  
ESTIMATIONS DES MODÈLES À CHANGEMENT DE RÉGIMES À DEUX ÉTATS  
DE LA PRODUCTION INDUSTRIELLE EN TUNISIE

	MSIH(2)-AR(0)	MSIH(2)-AR(1)
$v_0$	- 0,172 (0,0367)	- 0,00692 (0,0221)
$v_1$	- 0,158 (0,0285)	- 0,0292 (0,0837)
$\phi_1$	—	0,505 (0,0998)
$\sigma_0^2$	0,0361 (0,0105)	0,0284 (0,00636)
$\sigma_1^2$	0,0271 (0,00580)	0,131 (0,0587)
$p_{00}$	0,932 (0,0475)	0,895 (0,0732)
$p_{11}$	0,929 (0,0438)	0,659 (0,183)
<b>H<sub>0</sub> : Hypothèse de Markov</b>	6,22 (0,183)	5,754 (0,283)
<b>Autocorrélation</b>	1,466 <i>pvalue</i> 0,832	18,102 <i>pvalue</i> 0,0011
<b>ARCH</b>	6,166 <i>pvalue</i> 0,187	6,862 <i>pvalue</i> 0,143

NOTE : Les valeurs entre parenthèses représentent les écarts types estimés.

est significativement différent de zéro, par contre le taux moyen du régime « bas » (faible croissance ou négative), présente  $\mu_0 = \vartheta_0 = - 0,172$ . Ceci est dû aux dichotomies entre les phases qui exhibent des déclinis et des tendances de la production à faible et forte croissance de l'activité économique. Concernant les probabilités de transitions  $p_{ii}$ , qui représentent les probabilités de rester dans l'état  $i$  étant donné que l'activité économique était déjà dans cet état la période précédente, elles peuvent nous donner une idée de la durée moyenne de chaque phase. En effet, la probabilité de rester dans un état à forte croissance (phase d'expansion)  $p_{11} = 0,929$  est presque égale à la probabilité qui correspond à la phase de réces-

sion. Ce qui implique qu'en moyenne la phase à croissance positive ou négative dure presque 14 mois<sup>16</sup>.

Nous remarquons qu'il existe, lors de l'estimation d'un modèle à changement de régimes à variance stable, une légère différence entre les durées moyennes des phases d'expansion et de récession. En effet, nous trouvons une durée moyenne de la récession de 12 mois ( $p_{00} = 0,917$ ) et une durée moyenne d'expansion de 13,8 mois ( $p_{11} = 0,928$ ). Dans ce qui suit nous considérons les deux types d'estimations pour la détermination des points de retournement.

Le graphique suivant représente le taux de croissance et les probabilités de lissage pour la phase d'expansion de la production industrielle en Tunisie.

Nous remarquons bien qu'à partir de ce graphique, il y a une coordination entre la série taux de croissance et les probabilités de lissage. Lorsque le taux de croissance de la production industrielle est élevé (négatif), c'est que l'activité économique est en expansion (récession) et donc la probabilité de lissage qui correspond à une phase d'expansion est proche de 1 (proche de zéro)<sup>17</sup>. Concernant les probabilités de lissage pour les modèles MSI(2) et MSIH(2), on remarque qu'il existe une légère différence entre les deux courbes. La seule différence à signaler entre les deux est celle qui correspond au mois d'avril 1996 où on obtient une probabilité supérieure à 0,5 pour le modèle MSI(2) et une probabilité inférieure à 0,5 pour le modèle MSIH(2). Ceci implique que les dates qui correspondent aux changements de phases obtenues par ces deux modèles sont différentes.

### 2.3 Datation des points de retournement

Une question primordiale à laquelle s'intéressent les agents économiques concerne la détection et la prévision des changements entre les phases cycliques. Posséder une telle connaissance peut être utile pour ajuster les activités en avance des cycles économiques. Aux États-Unis, le comité du National Bureau of Economic Research (NBER) est l'organisme de référence qui s'intéresse à la détermination des périodes d'expansion et de récession de l'activité économique. Dans cette section, on essaye de déterminer les périodes d'expansion et de récession de l'activité économique tunisienne. En effet, dans ce pays en voie de développement, il n'existe pas de comités qui s'intéressent à ce genre de travail et même les agents économiques ou les décideurs politiques anticipent par intuition les périodes de crise. Il n'existe pas d'indicateurs économiques avancés, coïncidents ou cohérents, pour juger la nature de l'activité. Dans ce travail, on

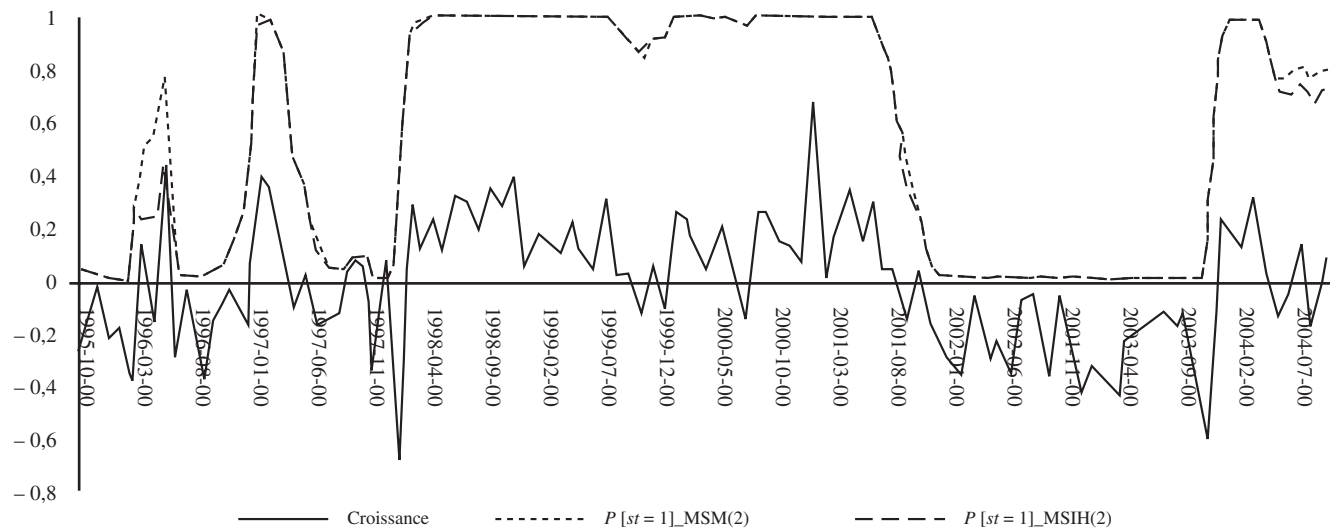
16. La durée moyenne de la phase  $i$  est égale à  $(1 / (1 - p_{ii}))$ . D'après les valeurs estimées de  $p_{ii}$ , et lors de l'utilisation du test de *non-sharpness*,  $H_0 : p_{21} = p_{12}$ , la statistique LR standardisée nous permet d'accepter l'hypothèse nulle de *non-sharpness* et par la suite accepter le concept de *non-deepness*. Ceci peut faire l'objet d'un autre travail de recherche qui consiste à déterminer le nombre de régimes approprié.

17. La probabilité de lissage qui correspond à la phase de récession est proche de 0 (proche de 1).



## GRAPHIQUE

TAUX DE CROISSANCE ET PROBABILITÉS DE LISSAGE POUR LA PHASE D'EXPANSION DE LA PRODUCTION INDUSTRIELLE



utilisera la série indice de la production industrielle pour déterminer les points de retournement cycliques pour la période à partir de laquelle on a déjà estimé notre modèle. Le choix de cette variable est dû à deux raisons. La première est que, dans la plupart des travaux, on a utilisé cette série comme une série de référence de l'activité économique. La deuxième est la validité des observations de cette série en une fréquence mensuelle.

La détection des points de retournement va être effectuée par le modèle à changement de régimes déjà estimé. En effet, dans la littérature empirique, la comparaison des datations obtenues par le comité NBER et celles obtenues par les modèles à changement de régimes ont permis de conclure que cette dernière est pertinente pour la détermination des points de retournement.

### 2.3.1 Principe de la méthode

Cette méthode, basée sur les modèles à changement de régimes, est appelée méthode paramétrique. Le principe de la méthode est le suivant : une fois que les paramètres du modèle sont estimés à partir des données, on obtient les probabilités filtrées  $P[s_t = j / \psi_t]$ ,  $j = 0, 1$  et les probabilités lissées  $P[s_t = j / \psi_T]$ ,  $j = 0, 1$ . Ces probabilités lissées sont utilisées pour la classification des observations entre les deux régimes. La règle de classification est simple, elle consiste à assigner l'observation à la date  $t$  au régime avec la probabilité la plus élevée :

$$j^* = \text{Arg max } P[s_t = j / \psi_T],$$

Pour le cas le plus simple des deux régimes, comme ici, la règle de classification consiste à assigner au régime  $j$  l'observation qui correspond à la date  $t$ , si  $P[s_t = j / \psi_T] > 0,5$ . D'une manière plus générale la datation des points de retournement s'effectue de la manière suivante :

i- Pic à la date  $t$  si :  $\{P[s_t = j / \psi_T] > 0,5; P[s_{t+1} = j / \psi_T] < 0,5\}$ ,

ii- Creux à la date  $t$  si :  $\{P[s_t = j / \psi_T] < 0,5; P[s_{t+1} = j / \psi_T] > 0,5\}$ .

### 2.3.2 Résultats obtenus

Dans la majorité des travaux analysés sur la datation des points de retournement par la méthode basée sur les modèles de Hamilton, et pour vérifier la perfection de cette méthode, on compare les datations obtenues soit aux dates déterminées par les comités intéressés à ce genre de travail (le comité NBER par exemple), soit aux dates obtenues par l'algorithme non paramétrique de Bry et Boschan (1971)<sup>18</sup>. Ici, puisque les dates de ces points ne sont pas connues pour l'activité économique en Tunisie, on détermine les dates par les deux approches paramétrique et non paramétrique. En analysant la série de la production indus-

18. Le principe de cette procédure est présenté en annexe.

trielle (on considère la série taux de croissance) sur la période qui s'étale entre 1995 : 10 et 2004 : 9, on obtient les résultats suivants :

TABLEAU 4  
DATATION DES POINTS DE RETOURNEMENT

Procédure paramétrique Modèle MSI(2) (1989)		Procédure paramétrique Modèle MSIH(2) (1989)		Procédure non paramétrique Bry et Boschan (1971)	
Pic	Creux	Pic	Creux	Pic	Creux
05 : 1996	03 : 1996	03 : 1997	03 : 1996	08 : 1996	02 : 1996
04 : 1997	12 : 1996	08 : 2001	01 : 1998	11 : 1998	01 : 1997
08 : 2001	01 : 1998		11 : 2003	01 : 2001	10 : 1999
–	11 : 2003			–	03 : 2003

D'après les résultats obtenus, on remarque que les trois méthodes nous donnent des datations de points de retournement légèrement différentes (sept points de retournement pour la méthode MSI<sup>19</sup>(2) et Bry et Boschan; et cinq points seulement pour la méthode MSIH(2)). Seul le creux de janvier 1998 a été détecté par les trois approches. On remarque aussi que le creux de décembre 1996 signalé par la méthode paramétrique MSI n'a pas été signalé par la méthode non paramétrique, et que le creux d'octobre 1999 détecté par l'algorithme Bry et Boschan n'a pas été signalé par les deux autres méthodes paramétriques. Aussi, le creux de mars 1996 et le pic de mai 1996 signalés par le modèle MSI n'ont pas été signalés par le modèle MSIH.

Il est à signaler que lorsqu'on détermine un point de retournement, ceci implique que l'activité économique va changer de phase la période suivante. Autrement dit, le pic indique la fin de la période d'expansion et le début d'une période de récession tandis que le creux indique le début d'une phase d'expansion. À ce niveau et à partir de la datation des points de retournement, on peut remarquer que la méthode paramétrique peut être considérée comme étant pertinente et qu'elle est similaire à la méthode non paramétrique. Par exemple, à partir de la méthode paramétrique et du pic d'août 2001, on peut constater que la période suivante (septembre 2001) correspond à une période d'expansion qui justifie bien l'activité économique réelle qui a été altérée depuis les attentats du mois de septembre et l'entrée dans une période de crise économique. Ce pic a été signalé par la méthode

19. MSI : changement de régimes au niveau de la constante (*Markov Switching Intercept*).

non paramétrique en avance (depuis janvier 2001) ce qui signifie, que l'activité économique va connaître une récession dès le mois de février 2001. D'après la méthode MSI appliquée sur la série de la production industrielle, on remarque que trois récessions sont relevées entre 1995 et 2004. Celles-ci couvrent les périodes suivantes : 1996 : 05-1996 : 12, 1997 : 08-1998 : 06, et 2001 : 08-2003 : 11. Selon cette chronologie, nous remarquons que l'économie tunisienne a connu une longue période de ralentissement économique au début de la décennie (entre 2001 et 2003). Cette période est connue par une grande récession dans tous les pays du monde à cause des attentats de septembre 2001. Après novembre 2003 (fin de la période de récession et entrée dans une nouvelle phase d'expansion), l'économie tunisienne a connu une période de croissance, que certains économistes et analystes ont qualifié de bon cru. La Tunisie a également connu une forte croissance en 2004. Par exemple, l'indice de la production industrielle a regagné presque 6 % durant les 11 premiers mois de 2004 par rapport à la même période de l'année précédente. Aussi l'industrie manufacturière qui stagnait depuis 2002, a enregistré une croissance de presque 6 %, croissance principalement soutenue par l'industrie agroalimentaire.

Nous pouvons donc constater à partir de ce travail et en se référant aussi aux travaux empiriques existants dans la littérature pour les pays développés, que la méthode paramétrique peut être considérée comme un outil intéressant pour la détection et la prédiction des points de retournement de l'activité économique en Tunisie. L'avantage des méthodes paramétriques par rapport à la méthode non paramétrique, dans le cas où il existe plus de deux régimes, réside dans les datations relatives aux régimes correspondants. D'un autre côté, la variable production industrielle représente-t-elle bien l'activité économique réelle en Tunisie? Pour vérifier ceci, il faut construire un indicateur coïncident pour la Tunisie et vérifier si la variable production industrielle peut être considérée comme une variable de référence. Ceci peut faire l'objet d'un travail de recherche ultérieur.

## CONCLUSION

Dans cet article, nous avons essayé de répondre à la question suivante : en Tunisie, pays en voie de développement, peut-on parler des changements de régimes dans l'activité économique, comme pour les pays développés?

En utilisant la production industrielle comme variable de référence de l'activité économique, nous avons tout d'abord testé s'il existe une asymétrie cyclique. La confirmation de cette asymétrie nous a conduit à utiliser les modèles à changement de régimes. En supposant l'existence de deux régimes, à partir de ces modèles, et en utilisant les probabilités lissées des états de Markov pour définir les différentes phases des fluctuations cycliques, nous avons déterminé les points de retournement de l'activité économique dans ce pays. D'après les résultats nous détectons durant la période 1994-2004, sept points de retournement et parmi ces points nous détectons la récession relative au mois de septembre 2001. Ces datations peuvent être utilisées comme un point de référence pour la construction

et l'évaluation de la performance prédictive des indicateurs avancés, coïncidents et retardés de l'activité économique. Aussi, ces datations peuvent être considérées comme des critères de comparaison de l'activité économique entre la Tunisie et les autres pays faisant partie du bassin méditerranéen et concurrents, tel que le Maroc. Ceci pourra faire l'objet d'un autre travail futur.

Également d'après nos résultats, nous remarquons une asymétrie cyclique de type « *deepness* » lorsqu'on utilise les tests d'asymétries non paramétriques. Lors de l'estimation des modèles MSI, nous obtenons des probabilités de transition presque égales, ce qui implique qu'il n'y a pas d'asymétrie de type « *sharpness* ». Ceci nous amène à penser à utiliser le modèle à changement de régimes à trois états pour déterminer les datations relatives à ces régimes.

## ANNEXE

ALGORITHME DE BRY & BOSCHAN POUR LA DATATION DES POINTS DE RETOURNEMENT  
(CAS DE DONNÉES MENSUELLES)

Bry et Boschan (1971) ont présenté un algorithme non paramétrique pour la datation des points de retournement cycliques. C'est un algorithme intuitif qui représente une implémentation facile pour le cas des séries temporelles individuelles à fréquences mensuelles. Cet algorithme correspond à une procédure qui constitue les six étapes séquentielles suivantes :

1. Détermination des valeurs extrêmes et de leur remplacement.
2. Détermination des cycles à partir des moyennes mobiles à 12 mois.
  - Identification des points les plus élevés (ou les plus bas) pour une fenêtre de longueur  $k = 5$  mois de chaque côté.
  - Application de l'alternance entre les retournements en sélectionnant la valeur la plus élevée des pics multiples (ou la valeur la plus basse des creux multiples).
3. Détermination des retournements qui correspondent à la courbe de Spencer (les valeurs extrêmes sont remplacées).
  - Identification de la valeur la plus élevée (la plus basse) dans une fenêtre de longueur  $k = 5$  mois de tous les retournements sélectionnés à partir du processus moyenne mobile d'ordre 12.
  - Élimination des pics les plus bas et des creux les plus élevés des cycles qui possèdent une durée inférieure à 15 mois (exigence d'une durée minimale du cycle de 15 mois).
4. Détermination des retournements qui correspondent à une moyenne mobile à court terme en se basant sur les mois de dominance cyclique (MCD).
  - Identification de la valeur la plus élevée (la plus basse) appartenant à une fenêtre de longueur  $k = 5$  mois des retournements sélectionnés et qui correspondent à la courbe de Spencer.
5. Détermination des points de retournement des séries originales.
  - Identification de la valeur la plus élevée (la plus basse) dans une fenêtre de longueur  $k = 4$  mois, ou du terme MCD, qui est partout la plus grande, des retournements choisis à partir du processus moyenne mobile à court terme.
  - Élimination des points de retournement qui correspondent aux six premiers ou aux six derniers mois de la série.
  - Élimination des pics (des creux) aux deux fins des séries qui sont plus bas (plus élevés) que les valeurs proches de l'extrémité de la série.
  - Élimination des cycles de durée inférieure à 15 mois, et des phases de durée inférieure à six mois.
6. Détermination des points de retournement finaux.

## BIBLIOGRAPHIE

- ANAS, J. et L. FERRARA (2002A), « Un indicateur d'entrée et sortie de récession : application aux États-Unis », Document de travail 58, Centre d'Observation Économique, Paris.
- ANAS, J. et L. FERRARA (2002B), « Detecting Cyclical Turning Points : The ABCD Approach and Two Probabilistic Indicators », Working paper, 26th CIRET Conference.
- BARON, H. ET G. BARON (2002), « Un indicateur de retournement conjoncturel dans la zone Euro », *Économie et Statistique*, 359-360 : 101-121.
- BELLONE, B. et D. SAINT-MARTIN (2003), « Detecting Turning Points with Many Predictors through Hidden Markov Models », Working Paper, Séminaire Fourgeaud, Décembre 2003.
- BIRCHENHALL, C. R., H. JESSEN, D. R. OSBORN, et P. SIMPSON (1999), « Predicting US Business-cycle Regimes », *Journal of Business and Economic Statistics*, 17 : 313-23.
- BLAKE, A. et G. YOUNG (2000), « Evaluating Macroeconomic Models of the Business Cycle », National Institute Discussion Paper No. 176.
- BOLDIN, M.D. (1996), « A Check on the Robustness of Hamilton Markov Switching Model : Approach to the Economic Analysis of the Business Cycle », *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics*, 1 : 35-46.
- BOLDIN, M.D. (1999), « Should Policy Makers Worry about Asymmetries in the Business Cycle? », *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics*, 3 : 203-220.
- BORDO, M. D. et T. HELBLING (2003), « Have National Business Cycles Become More Synchronized? », NBER Working Papers, 10130.
- BRY, G. et C. BOSCHAN (1971), « Cyclical Analysis of Time Series : Selected Procedures and Computer Programs », New York, NBER.
- CAMACHO, M. et G. PEREZ-QUIROS (2002), « This Is what the US Leading Indicators Lead », *Journal of Applied Econometrics*, 17 : 61-80.
- CHAUVET, M. et J. PIGGER (2003), « Identifying Business Cycle Turning Points in Real Time », *Review of the Federal Reserve Bank of St. Louis* : 47-61.
- CLEMENTS, M. P. et H-M. KROLZIG (2003), « Business Cycle Asymmetries : Characterization and Testing Based on Markov Switching Autoregressions », *Journal of Business and Economic Statistics*, 21 (1) : 196-211.
- DELONG, G. et L. SUMMERS (1986), « Are Business Cycles Symmetrical? », in Robert GORDON (éd.) *American Business Cycles: Continuity and Change*. National Bureau of Economic Research and the University of Chicago Press, Chicago, Illinois.
- DIEBOLD, F. S., G. D. RUDEBUSCH et D. E. SICHEL (1993), « Further Evidence on Business Cycle Duration Dependence », In STOCK, J. et M. W. WATSON (éds), *Business Cycles, Indicators, and Forecasting*, University of Chicago Press et NBER, Chicago, p. 255-280.

- FRENCH, M. et D. SICHEL (1993), « Cyclical Patterns in the Variance of Economic Activity », *Journal of Business and Economic Statistics*, 11 : 113-119.
- FOLK, B. (1986), « Further Evidence on the Asymmetrical Behavior of Economic Time Series over the Business Cycle », *Journal of Political Economy*, 94 : 1097-1109.
- GOLDFELD, S. M. et R. E. QUANDT (1973), « A Markov Model for Switching Regressions », *Journal of Econometrics* : 3-16.
- GOODWIN, T. H. (1993), « Business Cycle Analysis with a Markov Switching Model », *Journal of Business and Economic Statistics*, 11 : 331-339.
- HAMILTON, J. D. (1989), « A New Approach to the Economic Analysis of Non Stationary Time Series and the Business Cycle », *Econometrica*, 57 : 357-384.
- HAMILTON, J. D. (1990), « Analysis of Time Series Subject to Changes in Regime », *Journal of Econometrics*, 45 : 39-70.
- HAMILTON, J. D. (1994), « Modeling Time Series with Changes in Regimes », *Time Series Analysis*, chap 22, Princeton University Press.
- HAMILTON, J. D. (1996), « Specification Testing in Markov-switching Time-series Models », *Journal of Econometrics*, 70 : 127-157.
- HAMILTON, J. D. et R. SUSMEL (1994), « Autoregressive Conditional Heteroscedasticity and Changes in Regime », *Journal of Econometrics*, 64 : 307-333.
- HANSEN, B. E. (1992), « The Likelihood Ratio Test under Nonstandard Conditions : Testing the Markov Switching Model of GNP », *Journal of Applied Econometrics*, 11 : 195-198.
- HANSEN, B. E. (1996), « Erratum : The Likelihood Ratio Test under Nonstandard Conditions : Testing the Markov Switching Model of GNP », *Journal of Applied Econometrics*.
- HARDING, D. et A. PAGAN (2002A), « Dissecting the Cycle : A Methodological Investigation », *Journal of Monetary Economics*, 49 : 365-381.
- HARDING, D. et A. PAGAN (2002B), « A Comparison of Two Business Cycle Dating Methods », *Journal of Economic Dynamics and Control*, 27 : 1681-1690.
- HODRICK, R. et E. PRESCOTT (1981), « Post-war U.S. Business Cycles : An Empirical Investigation », Working Paper, Carnegie-Mellon University. Reprinted in *Journal of Money, Credit and Banking*, 29(1), février 1997.
- HOLLY, S. et M. STANNETT (1995), « Are There Asymmetries in UK Consumption? A Time Series Analysis », *Applied Economics*, 27(8) : 767-772.
- KÄHLER, J. et V. MARNET (1992), « International Business Cycles and Long-run Growth : An Analysis with Markov-switching and Cointegration Methods », *Recherches Économiques de Louvain*, 58(3-4) : 399-417.
- KEYNES, J. M. (1936), *Théorie générale de l'emploi, de l'intérêt et de la monnaie*, Bibliothèque scientifique Payot, 1990.
- KIM, C. J. et C. R. NELSON (1998), « Business Cycle Turning Points, a New Coincident Index, and Tests of Duration Dependence Based on a Dynamic



- Factor Model with Regime Switching », *Review of Economics and Statistics*, 80 : 188-201.
- KIM, C. J. et C. R. NELSON (1999), « Friedman's Plucking Model of Business Fluctuations : Tests and Estimates of Permanent and Transitory Components », *Journal of Money, Credit and Banking*, 31 : 317-334.
- LAM, P. S. (1990), « The Hamilton Model with a General Autoregressive Component », *Journal of Monetary Economics*, 26 : 409-432.
- MCQUEEN, G. et S. R. THORLEY (1993), « Asymmetric Business Cycle Turning Points », *Journal of Monetary Economics*, 31 : 341-362.
- MITCHELL, W. C. (1927), *Business Cycles: The Problem and its Setting*, National Bureau of Economic Research, New York.
- MITCHELL, W. C. et A.F. Burns (1927), *Measuring Business Cycles*, National Bureau of Economic Research, ISBN 9780870140853.
- NEFTÇI, S. N. (1984), « Are Economic Time Series Asymmetric over the Business Cycle? », *Journal of Political Economy*, 92 : 307-328.
- NEWBY, W. K. (1985), « Maximum Likelihood Specification Testing and Conditional Moment Tests », *Econometrica*, 53 (5) : 1047-1070.
- NEWBY, W. K. et K. D. WEST (1987), « A Simple, Semi-definite, Heteroscedasticity and Autocorrelation Covariance Matrix », *Econometrica*, 55 : 703-708.
- PSARADAKIS, Z. et M. SOLA (2003), « On Detrending and Cyclical Asymmetry », *Journal of Applied Econometrics*, 18 : 271-289.
- RAMSEY, J. B., et P. ROTHMAN (1996), « Time Irreversibility and Business Cycle Asymmetry », *Journal of Money, Credit, and Banking*, 28 : 1-21.
- RANDLES, R., M. FLINGER, G. POLICELLO et D. WOLFE (1980), « An Asymptotically Distribution-free Test for Symmetry versus Asymmetry », *Journal of the American Statistical Association*, 75 : 168-172.
- RAZZAK, W. A. (1997), « The Hodrick-Prescott Technique : A Smoother versus a Filter an Application to New Zealand GDP, » *Economics Letters*, 56 : 163-168.
- RAZZAK, W. A. (1998), « Business Cycle Asymmetries and the Nominal Exchange Rate Regimes », Reserve Bank of New Zealand Discussion Paper Series G 98/4.
- SENSIER, M., M. J. ARTIS, D. R. OSBORN, et C. R. BIRCHENHALL (2002), « Domestic and International Influences on Business Cycle Regimes in Europe », Centre for Growth and Business Cycle Research Discussion Paper Series, University of Manchester, No 11; [http : //www.ses.man.ac.uk/cgbcr/discussi.htm](http://www.ses.man.ac.uk/cgbcr/discussi.htm).
- SICHEL, D. E. (1993), « Business Cycle Asymmetry : A Deeper Look », *Economic Inquiry*, 31 : 224-236.
- STOCK, J. H., et M. W. WATSON (1989), « New Indexes of Coincident and Leading Economic Indicators », in BLANCHARD, O. J. et S. FISCHER, *NBER Macroeconomics Annual*, MIT Press, Cambridge, Mass. and London.

- STOCK J.H., et M. W. WATSON (2003A), « Has the Business Cycle Changed? Evidence and Explanations », Working paper, NBER.
- TAUCHEN, G. (1985), « Diagnostic Testing and Evaluation of Maximum Likelihood Models », *Journal of Econometrics*, 30 : 415-443.
- TERÄSVIRTA, T. et H. M. ANDERSON (1992), « Characterizing Nonlinearities in Business Cycles Using Smooth Transition Autoregressive Models », *Journal of Applied Econometrics*, 7 : 119-136.
- TIAO, G. et R. TSAY, (1993), « Some Advances in Non-linear and Adaptive Modeling in Time Series Analysis », *Journal of Forecasting*, 13 : 109-131.
- VERBRUGGE, R. (1997), « Investigating Cyclical Asymmetries », *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics*, 2 : 15-22.
- WHITE, H. (1980), « A Heteroscedasticity-consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroscedasticity », *Econometrica*, 48 : 817-838.